

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**O EFEITO DA EDUCAÇÃO SOBRE O ÍNDICE DE
MASSA CORPORAL NA POPULAÇÃO ADULTA
BRASILEIRA**

PEDRO HENRIQUE AMPARO DA COSTA LEITE
matrícula nº 109023682

ORIENTADOR: Prof. Rudi Rocha de Castro

ABRIL 2014

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO
INSTITUTO DE ECONOMIA
MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**O EFEITO DA EDUCAÇÃO SOBRE O ÍNDICE DE
MASSA CORPORAL NA POPULAÇÃO ADULTA
BRASILEIRA**

PEDRO HENRIQUE AMPARO DA COSTA LEITE
matrícula nº 109023682

ORIENTADOR: Prof. Rudi Rocha de Castro

ABRIL 2014

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor

“I checked very thoroughly,” said the computer, “and that quite definitely is the answer. I think the problem, to be quite honest with you, is that you’ve never actually known what the question is.”

Douglas Adams, *The Hitchhiker’s Guide to the Galaxy*

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a oportunidade de ter estudado no Instituto de Economia na UFRJ, uma instituição Pública e de grande prestígio. Nesta instituição pude então ter contato com diversos professores que me apresentaram um mundo novo de conhecimentos, que tcom certeza me serão úteis ao longo da minha vida.

Não posso deixar de destacar o contato com o Prof. Rudi que se tornou meu orientador no processo de elaboração dessa monografia. Tive uma grande identificação com a disciplina de Econometria. Em seu curso me identifiquei também com a área de saúde. Tudo isso me levou a escolher o mestrado em Saúde Pública no Instituto de Medicina Social da UERJ, onde pretendo combinar os conhecimentos de economia com os de epidemiologia. Assim, agradeço o Prof. Rudi pelo seu papel, tanto como professor quanto orientador.

Agradeço aos meus pais, Iuri e Matildes, meus irmãos, Leandro e Bruno e meus sobrinhos, João, Nicolas e Valentina, pelo apoio e compreensão, principalmente nos momentos de mau humor durante a elaboração do trabalho de conclusão.

Agradeço também aos novos amigos que a graduação me proporcionou, sem os quais o caminho teria sido mais difícil.

RESUMO

Nas últimas três décadas houve um aumento considerável na prevalência de excesso de peso e a obesidade principalmente nos países em desenvolvimento. Dada sua associação com as doenças... (DCNT), o excesso de peso é o quinto maior fator de risco por causa atribuível, constituindo-se em um grave problema de saúde pública. A educação tem sido considerada um fator importante para a redução do excesso de peso e obesidade na medida em que maiores níveis de educação são associados com menores prevalências desses fatores de risco. Dado o aumento da obesidade no Brasil, o objetivo do presente estudo é avaliar o impacto da escolaridade sobre os níveis de IMC. Tendo em vista que o efeito dos anos de escolaridade podem ser diferentes ao longo da distribuição do IMC, neste estudo um modelo de regressão Quantílica foi utilizado. Os anos de escolaridade apresentaram uma relação inversa com os níveis de IMC, o que corrobora resultados já encontrados na literatura. Nesta monografia mostramos que este resultado é bastante heterogêneo ao longo da distribuição de IMC. A relação entre escolaridade e IMC é particularmente mais forte nos percentis 50, 75 e 90. Já a variável logaritmo da renda domiciliar per capita mostrou-se diretamente associada com o IMC, com efeitos semelhantes em todos os percentis. Há evidências de impactos diferenciados da educação e renda segundo o sexo, mas isso deve ser analisado em maior profundidade.

ÍNDICE

LISTA DE TABELAS.....	7
LISTA DE FIGURAS.....	8
INTRODUÇÃO.....	9
I – LITERATURA RELACIONADA.....	12
II – DADOS.....	16
III – ESTRATÉGIA EMPÍRICA.....	21
IV – RESULTADOS.....	23
CONCLUSÃO.....	32
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	34

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Densidade de Kernel do Índice de Massa Corporal.....	19
Figura 2: Densidade de Kernel do Índice de Massa Corporal segundo escolaridade.....	19
Figura 3: Intervalos de confiança referentes aos efeitos da variável anos de estudo nos modelos de regressão quantílica e de mínimos quadrados ordinários – POF 2002-03 e POF 2008-09	24
Figura 4: Índice de massa corporal segundo idade para os modelos de regressão quantílica e de mínimos quadrados ordinários – POF 2002-03 e POF 2008-09.....	28

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estatísticas descritivas e diferenças, aplicando-se o peso amostral.....	18
Tabela 2: Coeficientes e seus respectivos erros padrão e nível de significância dos modelos de regressão quantílica e mínimos quadrados ordinários – POF 2002-03 e 2008-09.....	23
Tabela 3: Coeficientes e seus respectivos erros padrão e nível de significância dos modelos de regressão quantílica e mínimos quadrados ordinários – POF 2002-03 e POF 2008-2009.....	25
Tabela 4: Coeficientes e seus respectivos erros padrão e nível de significância dos modelos de regressão quantílica e mínimos quadrados ordinários – POF 2002-03 e POF 2008-2009.....	27
Tabela 5: Coeficientes e seus respectivos erros padrão e nível de significância, segundo sexo, dos modelos de regressão quantílica e mínimos quadrados ordinários com a variável anos de estudos categórica – POF 2002-03 e POF 2008-2009.....	29
Tabela 6: Coeficientes e seus respectivos erros padrão e nível de significância, segundo sexo, dos modelos de regressão quantílica e mínimos quadrados ordinários– POF 2002-03 e POF 2008-2009.....	31

INTRODUÇÃO

A prevalência de excesso de peso e a obesidade, em particular, aumentaram consideravelmente no mundo nas últimas três décadas. A Organização Mundial da Saúde estima que o excesso de peso entre adultos acima de 20 anos mais do que dobrou neste tempo, tornando-se um fator de grande destaque no cenário epidemiológico mundial. Em 2008, 34% dos homens e 35% das mulheres estavam com excesso de peso. Já a obesidade abrangia 10% dos homens e 14% das mulheres, comparados com 5% e 8%, respectivamente, em 1980. Assim, mais de meio bilhão de adultos eram obesos em 2008 (OMS, 2011).

Obesidade pode ser definida como um grau excessivo de gordura corporal associado com elevados riscos de problemas de saúde. A mensuração do grau de gordura corporal de um indivíduo, no entanto, é difícil de se realizar em determinados estudos, especialmente quando englobam grandes amostras. Desta forma, uma definição muito difundida e prática da obesidade é a baseada no Índice de Massa Corporal (IMC), dada sua associação com mortalidade, que relaciona altura com peso (kg/m^2). Os pontos de corte de sobrepeso e obesidade, levando-se em conta o IMC, são, 25 kg/m^2 e 30 kg/m^2 , respectivamente (OMS, 1995).

A importância do excesso de peso para a saúde pública decorre da sua contribuição para o aparecimento de diversas doenças crônicas não transmissíveis (DCNT), como por exemplo: as doenças cardíacas, o acidente vascular cerebral, a dislipidemia, as doenças respiratórias crônicas, as complicações músculo esqueléticas, o diabetes Melitus, assim como diversos tipos de câncer (NHLBI, 1998). As DCNT foram responsáveis, em 2008, por cerca de dois terços das mortes ocorridas no mundo (OMS, 2011). Dada sua associação com as DCNT, o excesso de peso já é o quinto maior fator de risco por causa atribuível, contribuindo com 5% das mortes do mundo, atrás apenas da hipertensão arterial (13%), consumo de tabaco (9%), hiperglicemia (6%) e inatividade física (6%) (OMS, 2011).

O incremento de excesso de peso em países em desenvolvimento, regiões que sempre se caracterizaram pela luta contra a subnutrição (OMS, 2003), vem ganhando cada vez mais destaque na literatura. Apesar da genética ser um grande determinante da prevalência de obesidade, muito provavelmente a propagação mundial do excesso de peso que observamos nas últimas décadas é decorrente do processo de industrialização e consequente

desenvolvimento econômico que acaba por difundir a dieta ocidental rica em carboidratos, açúcar, baixo consumo de cereais e fibra, além de estimular o sedentarismo (Popkin, 2001; Ljungvall e Gerdtham, 2011).

O Brasil não foge desta tendência. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 1974-1975 a 2008-2009, a prevalência de excesso de peso em adultos quase triplicou no sexo masculino, atingindo mais da metade dos homens (de 18,5% para 50,1%) e duplicou no sexo feminino (de 28,7% para 48%). A prevalência de obesidade, nesse mesmo período, saltou de 2,8% para 12,4% entre os homens, e de 8,0% para 16,9% entre as mulheres (IBGE, 2010). Isto vem na contramão das substanciais diminuições da desnutrição no país, que já chega a uma frequência compatível com a proporção de indivíduos constitucionalmente magros na população, i.e. abaixo dos 5% (OMS, 1995).

A transição epidemiológica ocorrida no Brasil, com a ascensão das mortes atribuídas às DCNT – em 2007, cerca de 72% das mortes no país foram atribuídas a elas – em conjunto com a rápida transição demográfica e nutricional, podem impactar negativamente o desenvolvimento econômico do país, dado o aumento de custos para as famílias e para o sistema de saúde brasileiro (Shmidt et al., 2011). Desta forma, é de suma importância compreender os determinantes do estado nutricional da população brasileira e da prevalência de excesso de peso e obesidade.

O presente trabalho busca descrever os fatores socioeconômicos e demográficos dos brasileiros associados ao excesso de peso e obesidade. Para tanto, serão analisadas não apenas as correlações, mas também será aplicada uma metodologia de regressão quantílica, de forma a testar se diferentes partes da distribuição do IMC são particularmente mais ou menos sensíveis a variações em características individuais de interesse. Em particular, dado o papel importante que vem sendo dado à educação como fator associado a um baixo nível de IMC em países desenvolvidos, procuraremos compreender em mais profundidade como a relação entre educação e IMC se comporta no Brasil, país que nas últimas décadas vem tendo avanços educacionais significativos.

Os dados utilizados são provenientes da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) realizadas em 2002-2003 e 2008-2009 pelo IBGE. A POF é uma pesquisa domiciliar com representatividade nacional que visa fornecer informações sobre a composição orçamentária doméstica, sobre as condições de vida e do estado nutricional das famílias e população brasileira. Uma grande vantagem da POF é que os dados antropométricos são coletados pelos

entrevistadores, ou seja, os dados não são auto-referidos evitando uma classificação enviesada do IMC.

Entre os principais resultados deste estudo destaca-se uma associação negativa entre o nível educacional e o IMC, sendo esta associação mais intensa nos maiores percentis. A renda mostrou-se positivamente associada ao IMC, ou seja, quanto maior a renda maior o Índice de Massa Corporal. Vale destacar, a tendência de aumento no IMC na medida em que menores níveis de IMC foram observados para 2002-03 em comparação com 2008-09.

No próximo capítulo faremos uma revisão da literatura relacionada ao tema. Na terceira seção descreveremos em mais detalhes os dados utilizados neste trabalho e as principais estatísticas descritivas. Na quarta seção descreveremos a metodologia utilizada enquanto na quinta seção apresentaremos os resultados do estudo. Na última seção são apresentadas as conclusões.

I – LITERATURA RELACIONADA

A literatura existente sobre a associação entre status socioeconômico (geralmente mensurado pela renda e pela escolaridade) e obesidade geralmente aponta uma relação forte e negativa nos países desenvolvidos, e positiva nos países ainda em desenvolvimento. Ou seja, nos países desenvolvidos quanto maior a renda ou a escolaridade, menor a obesidade. Este cenário, entretanto, vem sendo contestado com evidências do deslocamento da obesidade para as camadas mais pobres e de baixa escolaridade nos países em desenvolvimento (Monteiro, 2004).

Algumas razões podem contribuir para a associação negativa entre status socioeconômico e obesidade. Em países menos desenvolvidos os mais pobres têm maior dificuldade de obtenção de alimentos, e acabam por gastar usualmente mais energia em trabalhos manuais e no transporte. Além disso, o baixo nível de escolaridade e de conhecimento dos problemas da saúde se junta à dificuldade em adquirir alimentos de baixa energia e mais caras, como frutas e legumes. Entretanto, com o desenvolvimento econômico e tecnológico costuma-se ampliar o acesso a informação e diminuir a necessidade de gastos energéticos no dia a dia. (Monteiro, 2004).

Dentre os fatores socioeconômicos, o nível de escolaridade vem sendo apontado em diversos estudos como um fator associado a níveis mais baixos de IMC. Geralmente associada à renda, nem todos os benefícios da educação são gerados pela melhoria da posição econômica do indivíduo (Sassi et al., 2009). A educação influencia de uma forma importante a habilidade das pessoas de processar informações e compreender as consequências negativas de não se seguir um estilo de vida saudável (Kenkel, 1991).

Sassi et al. (2009), utilizando-se de diversos inquéritos nacionais de alguns países membros da Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico – Austrália, Canadá, Inglaterra e Coréia do Sul – exploraram a relação entre IMC e educação para determinar se a intensidade da associação entre educação e obesidade era constante ou se haveria uma força desigual em cada extremo da distribuição do IMC. Aplicado diversos modelos, o estudo apontou uma relação linear inversa entre escolaridade e obesidade em todos os países. Desta forma, quanto maior a educação do indivíduo em relação aos outros, menor seria a probabilidade dessa pessoa ser obesa.

Cutler e Lleras-Muney (2006) utilizaram-se de diversos inquéritos do National Health Interview Survey (NHIS) nos Estados Unidos, para estudar a relação entre saúde e educação. Concluíram que aqueles com mais anos de estudo eram menos suscetíveis a fumar, beberem muito, estarem com excesso de peso ou a usarem drogas. Os autores também encontraram que a associação entre educação e obesidade aparenta ser não linear, com efeitos crescentes com anos adicionais de escolaridade.

Tchicaya e Lorentz (2012), utilizando-se do modelo de regressão logística multivariado, estudaram a associação entre variáveis demográficas, socioeconômicas e comportamentais com obesidade em Luxemburgo. O estudo encontrou que educação tinha uma influência significativa no risco de obesidade, particularmente entre as mulheres. Uma limitação do estudo, entretanto, é que o peso e a altura dos indivíduos entrevistados foi auto referida, podendo trazer informações pouco precisas acerca do IMC.

Há um consenso na literatura referente aos países desenvolvidos, que a educação é um fator de proteção da obesidade ao melhorar a compreensão das consequências de se seguir uma vida sedentária. Os estudos relatam, desta forma, uma associação negativa entre nível de escolaridade e IMC.

Apesar da associação da obesidade com as camadas pobres ser mais comum em países desenvolvidos, nos últimos anos temos presenciado um grande aumento da obesidade também nos grupos de baixa renda dos países em desenvolvimento, particularmente no Brasil. Revisão de literatura realizada por Monteiro et al. (2004) aponta este deslocamento da obesidade para as classes menos favorecidas, e conclui que a obesidade nos países em desenvolvimento desloca-se para as classes mais pobres à medida que o Produto Interno Bruto do país aumenta. Resultado semelhante foi encontrado por Martorell et al. (2000). Entretanto, conforme mostraremos na seção de resultados, a renda ainda apresenta uma associação mais forte nos indivíduos com maior IMC.

Apesar de se dispor de diversos trabalhos descritivos acerca da prevalência de excesso de peso em diferentes grupos populacionais, ainda há relativa escassez de estudos brasileiros que retratam a correlação de fatores socioeconômicos ao excesso de peso em âmbito nacional.

Gigante et al. (2009), utilizando-se os dados do sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (VIGITEL) – estudo de corte transversal representativo da população adulta maior de 18 anos de idade, realizado em

2006 –, encontraram associação positiva entre excesso de peso e escolaridade entre os homens e associação inversa entre as mulheres. Assim como no estudo de Tchicaya e Lorentz (2012), os dados antropométricos do VIGITEL são auto referidos. Além disso, o estudo não isola o efeito da variável renda sobre obesidade. Neste caso, a relação estimada entre educação e obesidade provavelmente sofre de viés de variável omitida.

Dado a escassez de estudos representativos da população brasileira, a associação inversa entre escolaridade e excesso de peso pode ser corroborada com artigos que retratam a situação do estado nutricional da população adulta de alguns estados e municípios brasileiros. Estudo transversal realizado por Veloso e Silva (2010), com o objetivo de estimar a prevalência de excesso de peso e fatores associados na população de adultos acima de 20 anos de idade no Maranhão, encontrou associação de alta escolaridade com menor prevalência de excesso de peso entre as mulheres e de maior prevalência entre os homens, levantando a hipótese da valorização social da magreza entre as mulheres com maior nível de escolaridade.

Em estudos semelhantes (Vedana et al., 2008; Pinho et al., 2011), envolvendo os adultos entre 20 e 59 anos do Estado de Pernambuco e da cidade de Lages, Rio Grande do Sul, chegam-se a conclusões similares, ressaltando também os maiores cuidados com o controle do peso corporal entre as mulheres de maior escolaridade.

Os estudos até agora citados analisam os fatores associados ao excesso de peso tratando sua variável dependente, IMC, como uma variável categórica. Decompor a relação entre educação e o IMC por percentis da distribuição do IMC, entretanto, é de grande importância por alguns motivos: diferenças em um ponto da distribuição, como por exemplo a média, pode não ser representativa de diferenças em outras porções da distribuição que podem ser de interesse, como por exemplo os mais obesos; a importância do efeito de exposição relativo ao efeito resposta pode variar em diferentes pontos da distribuição do IMC; mudanças em risco não são tipicamente discretas na distribuição do risco; e por fim, muitas distribuições diferentes podem gerar as mesmas taxas de obesidade.

A utilização do IMC como variável contínua e o foco sobre a sensibilidade do IMC ao longo de sua distribuição ainda é bem escassa e restrita aos países desenvolvidos (Costa-Font e Gil, 2008; Costa-Font et al., 2009, 2010; Michaud et al., 2007). Houle (2010) aplicou um modelo de distribuição relativa, uma abordagem estatística não paramétrica, ao estudar a população adulta americana maior de 20 anos. Neste estudo, a associação entre educação e

IMC é positiva nos percentis mais baixos do IMC, tornando-se negativa na medida em que nos aproximamos dos níveis de IMC referentes ao excesso de peso.

Como exceção de estudos referentes a populações de países em desenvolvimento, encontra-se o realizado por Dunn et al. em 2013, que utiliza o método de regressão quantílica para analisar obesidade na Malásia, país do Sudeste Asiático. Os autores encontraram que a relação negativa entre escolaridade e IMC era mais forte nos quantis mais altos da distribuição do IMC.

II – DADOS

Os dados secundários utilizados neste estudo são provenientes de duas Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF): 2002-2003 e 2008-2009. A primeira realizada no período de julho de 2002 a junho de 2003, e a segunda no período de maio de 2008 a maio de 2009. A POF consiste em uma pesquisa nacional representativa realizada por amostragem que tem por objetivo fornecer informações sobre a composição orçamentária doméstica, sobre as condições de vida e do estado nutricional das famílias e população brasileira (IBGE, 2010).

A POF utilizou plano amostral complexo, por conglomerados, com sorteio dos setores censitários em um primeiro estágio e de domicílios em um segundo, de modo que, ao final, 48.470 e 55.970 domicílios foram pesquisados, respectivamente, na POF 2002-2003 e na POF 2008-2009. Cada domicílio pertencente à amostra da POF representa um determinado número de domicílios da população de onde esta amostra foi selecionada. Com isso, a cada domicílio da amostra atribui-se um peso amostral ou fator de expansão que permite a obtenção de estimativas representativas da população brasileira (IBGE, 2010).

Para o presente estudo partiu-se de uma amostra de 182.333 observações da POF 2002-2003 e 190.159 observações da POF 2008-2009, ambas obtidas por meio de entrevistas domiciliares com as características dos moradores. Restringimos nossa análise para adultos maiores de 20 anos, nossa população de interesse, levando-se em conta o critério de divisão de grupos etários adotado pela POF que classifica a população adulta utilizando esta divisão.

Destas observações excluíram-se as pessoas do sexo feminino classificadas nas categorias gestante e lactante para evitarmos erro de classificação da variável dependente, e por fim também excluíram-se os indivíduos que não sabiam classificar sua cor e que apresentavam renda domiciliar per capita igual a zero. A amostra final, juntando-se as duas pesquisas, foi composta de 222.424 observações.

Definimos a variável dependente deste estudo como sendo o Índice de Massa Corporal, coletado nas POFs de 2002-03 e 2008-09. O IMC foi utilizado como indicador do estado nutricional da população estudada e calculada a partir da divisão do peso em kg pelo quadrado da altura em m². O critério de definição de déficit de peso, sobrepeso e obesidade é,

respectivamente, o IMC abaixo de $18,5 \text{ kg/m}^2$, maior ou igual a $25,0 \text{ kg/m}^2$ e menor que $30,0 \text{ kg/m}^2$ e maior ou igual a $30,0 \text{ kg/m}^2$ (OMS, 1995).

Apesar de não indicar alguns aspectos da composição corporal do indivíduo, trata-se de um indicador de fácil mensuração e amplamente utilizado para tal propósito (Anjos, 1992). O peso e a altura de cada pessoa foram obtidos, pelo entrevistador, utilizando-se uma balança eletrônica portátil e um estadiômetro portátil para adultos (IBGE, 2003, 2010). Desta forma, nenhuma das variáveis antropométricas foi auto-referida, contornando-se desta forma problemas de subestimação do peso e superestimação da altura que levam a uma classificação enviesada do IMC (Peixoto et al., 2006).

Para se contornar os problemas de não resposta e também os erros de resposta associados a valores rejeitados na etapa de crítica, a POF utilizou o procedimento de imputação para tratá-las. Desta forma, ao se identificar distorções nas medidas associadas a cada pessoa elas foram submetidas a um sistema de crítica e imputação automática, denominado Crítica e Imputação para Dados Quantitativos (CIDQ).

Baseado na atual literatura, foram selecionadas para este estudo as variáveis independentes de interesse. Em seguida, foram divididas em dois tipos: demográficas e socioeconômicas. Entre as variáveis demográficas, foram escolhidas: área de residência urbana ou rural, região metropolitana ou não, idade, idade ao quadrado, unidade federativa, cor e sexo. Duas variáveis identificaram posições socioeconômicas: anos de escolaridade e logaritmo da renda domiciliar per capita. Uma variável dicotômica indicando o período da pesquisa foi incluída.

As variáveis categóricas foram trabalhadas de forma que um estrato era tratado como referência, e as estimativas dos demais estratos eram obtidas em relação a esse de referência. Desta forma as variáveis área de residência urbana ou rural, região metropolitana ou não, sexo e trabalho foram dicotomizadas. Cor foi auto referida e classificada em brancos, pretos, pardos, amarelos e indígenas.

Anos de escolaridade, logaritmo da renda domiciliar per capita e idade foram utilizadas como variáveis contínuas. Anos de escolaridade foi posteriormente categorizada em níveis de escolaridade: sem escolaridade, 1 a 7 anos, 8 a 11 anos e 12 anos ou mais de estudo. A variável renda domiciliar per capita foi deflacionada adotando-se o INPC como deflator. Desta forma, os valores monetários são expressos em reais de janeiro de 2009.

A tabela 1 nos apresenta as estatísticas descritivas das variáveis incluídas no nosso modelo, em cada pesquisa, e a diferença entre estes valores. Para a mensuração destas estatísticas foi aplicado o peso amostral.

Tabela 1: Estatísticas descritivas e diferenças, aplicando-se o peso amostral

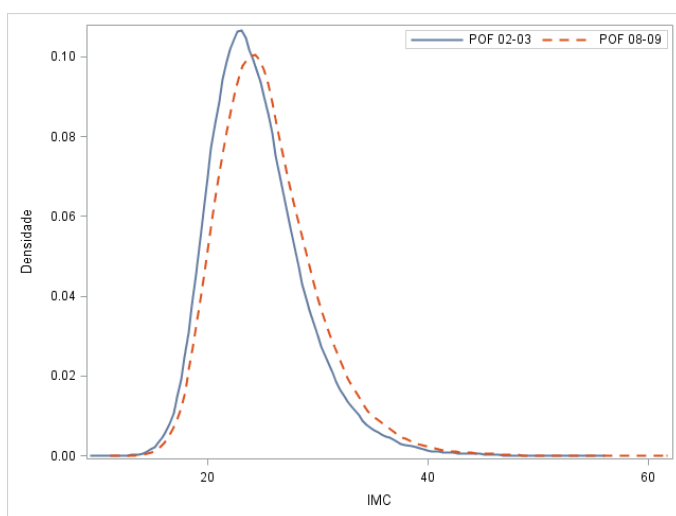
	POF 02-03	POF 08-09	Diferença	Erro padrão
IMC	24,596	25,502	0,906***	0,019
Anos de Estudo	6,302	7,464	1,162***	0,020
Nível de Escolaridade				
0	0,103	0,123	0,020***	0,001
1 a 7	0,428	0,553	0,125***	0,002
8 a 11	0,302	0,228	-0,074***	0,002
12 ou mais	0,167	0,097	-0,070***	0,00
Log da Renda	6,089	6,347	0,258***	0,004
Sexo				
Masculino	0,496	0,480	-0,016***	0,002
Feminino	0,504	0,520	0,016***	0,002
Idade	41,328	42,893	1,564***	0,068
Cor				
Branca	0,537	0,499	-0,037***	0,002
Negra	0,076	0,083	0,007***	0,001
Amarela	0,006	0,006	0,000	0,000
Parda	0,379	0,408	0,029***	0,002
Indígena	0,003	0,004	0,001***	0,000
Área de Residência				
Urbano	0,874	0,843	0,030***	0,001
Rural	0,126	0,157	-0,030***	0,001
Região				
Metropolitana	0,313	0,368	0,055***	0,001
Não metropolitana	0,687	0,632	-0,055***	0,001

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10

Pelos dados descritivos acima, podemos constatar um aumento de aproximadamente 1 kg/m² na média de IMC da população de adultos brasileiros entre os períodos 2002-2003 e 2008-2009. Essa mudança está ilustrada na Figura 1, onde podemos verificar um pequeno deslocamento da curva do IMC para a direita. Aproximadamente 53% e 67% da população

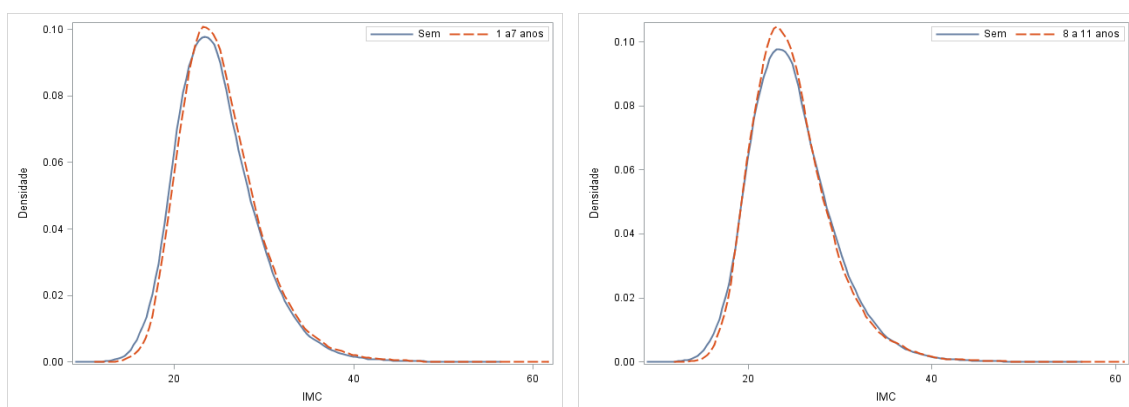
possuíam menos de 8 anos de escolaridade em 2002-03 e 2008-09, respectivamente. Entre os indivíduos com menos de oito anos de escolaridade, verificou-se uma aumento pequeno na média do IMC entre os dois períodos. Já entre aqueles com 8 ou mais anos de escolaridade, houve uma queda, que embora significativa foi pouco expressiva. Tendo em vista que essas variações foram muito pequenas, as curvas de IMC variaram pouco segundo nível de escolaridade (Figuras 2 e 3).

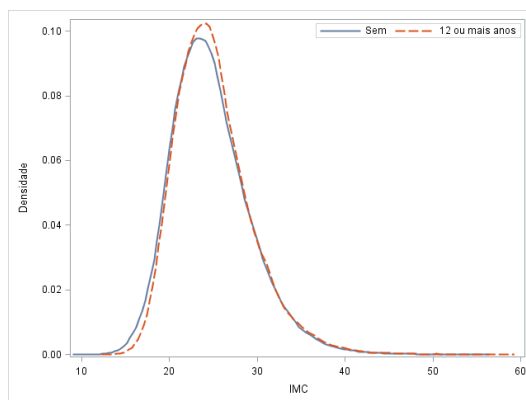
Figura 1: Densidade de Kernel do Índice de Massa Corporal



Fonte: IBGE. Elaboração Própria

Figura 2: Densidade de Kernel do Índice de Massa Corporal segundo escolaridade





Fonte: IBGE. Elaboração Própria

A média de IMC das mulheres foi maior do que a dos homens nos dois períodos. Contudo, verificou-se um pequeno decréscimo nessa média entre as mulheres e um pequeno aumento entre os homens entre 2002-03 e 2008-09.

Em relação à cor, a redução na média do IMC foi observada apenas entre os indivíduos brancos. Reduções também foram observadas nas áreas rurais e nas regiões não metropolitanas.

III - ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Para melhor entender a relação entre educação e IMC na população brasileira, aplicaram-se modelos de regressão quantílica, primeiramente introduzidos por Koenker e Basset (1978). Temos como objetivo particular neste estudo utilizar esta metodologia para identificar a associação entre IMC e anos de estudo para os diferentes quantis da distribuição da variável dependente.

Formalmente, a principal especificação para as regressões estimadas segue a equação abaixo:

$$Q_{\theta}(y_{it}|X_{it}) = \beta_0(\theta) + \beta_1(\theta) \text{ anos de estudo}_{it} + \gamma_t + \sum_{k=2}^p \beta'_k(\theta) X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Onde i indexa indivíduo e t indexa o ano da pesquisa (2002-03 ou 2008-09). Os termos $\beta_k(\theta)$, k variando de 2 a p , são parâmetros do modelo estimados para cada percentil θ da distribuição de y_{it} , nossa variável dependente. $Q_{\theta}(y_{it}|X_{it})$ denota o θ -ésimo percentil de y_{it} dado X_{it} . O termo γ_t é um efeito-fixo para a edição da POF de 2002-03. X_{it} é um vetor das variáveis de controle: logaritmo da renda domiciliar per capita, sexo, idade, idade ao quadrado, área de residência urbana ou não, região metropolitana ou não, cor e efeitos fixos de Unidade Federativa.

A interpretação do efeito da variável anos de estudo deve ser feita para cada percentil no qual o modelo de regressão foi elaborado. Assim, para um determinado percentil θ um aumento de um ano na escolaridade resultaria em um aumento de $\beta_1(\theta)$ no índice de massa corporal avaliado no θ -ésimo percentil de y_{it} .

Para fins comparativos, também será utilizado o modelo de mínimos quadrados ordinários, que pode ser expresso da seguinte forma:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{ anos de estudo}_{it} + \gamma_t + \sum_{k=2}^p \beta'_k X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Nesse modelo, um aumento de uma unidade na variável anos de estudo resulta em um aumento de β_1 na média esperada da variável dependente (β_0), que é o índice de massa corporal. Assim, definindo-se $\theta = 0,5$, o efeito da educação será avaliado para o valor mediano da distribuição de IMC.

O modelo de regressão quantílica apresenta uma vantagem em relação aos modelos de regressão de mínimos quadrados ordinários, pois permite que os efeitos das variáveis independentes sejam avaliados ao longo da distribuição e não somente em relação à média. Nesse estudo, em particular, é possível que a variável anos de estudo tenha efeito diferenciado entre as pessoas com maior IMC quando comparados com aquelas com IMC mais baixo. Assim, em cada percentil selecionado, a interpretação é feita da mesma forma que nos modelos de mínimos quadrados. As estratégias de modelagem também são as mesmas, permitindo a inclusão de controles e termos de interação (Angrist e Pischke, 2009).

IV - RESULTADOS

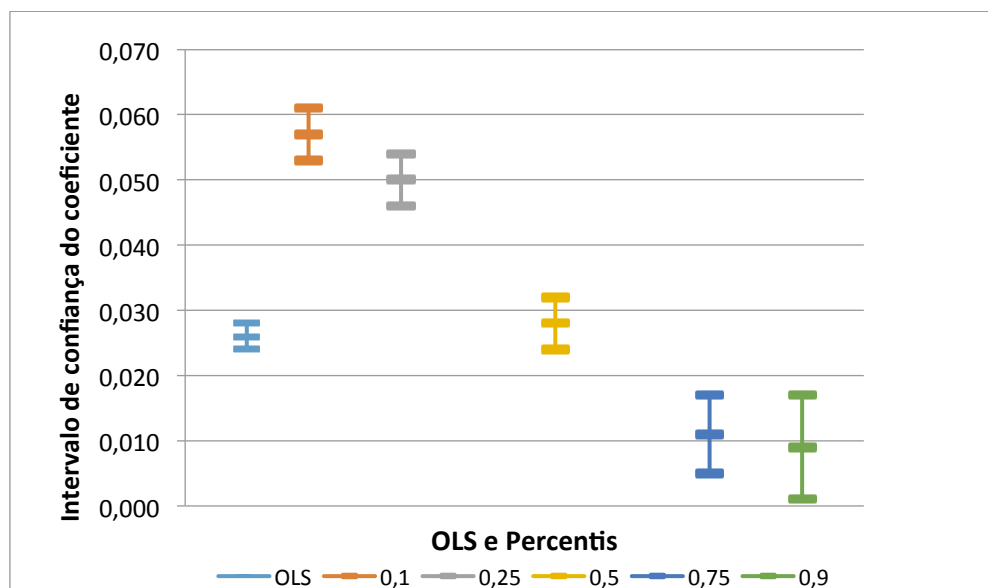
Nesta seção apresentamos os resultados deste estudo. Começamos pela Tabela 2, onde se encontram as estimativas dos coeficientes de regressões curtas, que incluem como variáveis independentes apenas ano de escolaridade e o efeito-fixo de tempo. Na primeira coluna reportamos o resultado de um MQO múltiplo, enquanto nas colunas seguintes reportamos os resultados de regressões quantílicas estimadas nos percentis 10, 25, 50, 75 e 90 da distribuição do IMC. Abaixo do percentil 10 encontram-se os indivíduos com IMC abaixo de 20 kg/m^2 , acima dos percentis 50 e 90 encontram-se os indivíduos com excesso de peso e obesidade, respectivamente.

Observou-se na Tabela 2 uma relação inversa entre anos de estudo e o IMC, à exceção do percentil 10 onde se verificou uma relação direta. Esse resultado corrobora aos apontados na literatura. A variável período da pesquisa apresentou uma relação negativa com o IMC, sendo essa relação mais intensa à medida em que o percentil aumenta. Note que no modelo de mínimos quadrados ordinários, o efeito da variável anos de estudo se situou bem próximo daquele obtido para o percentil 50, porém com uma variabilidade menor, conforme pode ser vista pela magnitude do intervalo de confiança (Figura 1).

Tabela 2 Coeficientes e seus respectivos erros padrão e nível de significância dos modelos de regressão quantílica e mínimos quadrados ordinários – POF 2002-03 e POF 2008-09

Variável Dependente: IMC						
Variáveis	OLS	Regressão Quantílica				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Anos de estudo	-0,029*** (0,002)	0,009** (0,004)	-0,006*** (0,004)	-0,028*** (0,004)	-0,050*** (0,006)	-0,071*** (0,008)
POF 02-03	-0,940*** (0,019)	-0,586*** (0,037)	-0,813*** (0,036)	-0,935*** (0,039)	-1,077*** (0,047)	-1,227*** (0,075)
Observações	224.421					
R ²	0,011					

Figura 3 Intervalos de confiança referentes aos efeitos da variável anos de estudo nos modelos de regressão quantílica e de mínimos quadrados ordinários – POF 2002-03 e POF 2008-09



Fonte: IBGE. Elaboração Própria

Na Tabela 3 encontram-se as estimativas dos coeficientes da variável anos de estudo para regressões mais longas, onde incluímos adicionalmente um conjunto de controles referentes à características socioeconômicas e demográficas. Note que a variável log da renda domiciliar per capita não foi incluída nesse estágio, pois pretende-se verificar o efeito interveniente dessa variável na relação entre anos de estudo e IMC em mais detalhes, à frente. Conforme pode ser visto na Tabela 3, o efeito da variável anos de estudo mudou de sinal, apresentando uma relação direta entre os percentis 10 e 50. Maiores ganhos nos anos de estudo foram observados nos percentis mais baixos. Aumentos de um ano na variável escolaridade resultam em aumentos de, respectivamente, 0,04, 0,027 e 0,01 no IMC, valores muito pequeno em relação às médias das duas pesquisas. Indivíduos no percentil 90 da distribuição, entrevistados em 2002-03, apresentaram em média 1 kg/m^2 a menos do que os indivíduos entrevistados em 2008-09, condicional aos controles introduzidos nas regressões.

Tabela 3 Coeficientes e seus respectivos erros padrão e nível de significância dos modelos de regressão quantílica e mínimos quadrados ordinários – POF 2002-03 e POF 2008-09

Variável Dependente: IMC						
Variáveis	OLS	Regressão Quantílica				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Anos de estudo ¹	0,005** (0,002)	0,040*** (0,004)	0,027*** (0,004)	0,010*** (0,004)	-0,008 (0,006)	-0,008 (0,008)
POF 02-03 ¹	-0,843*** (0,020)	-0,605*** (0,033)	-0,716*** (0,033)	-0,773*** (0,029)	-0,931*** (0,044)	-1,088*** (0,070)
Sexo Masculino	-0,030** (0,018)	0,794*** (0,036)	0,697*** (0,028)	-0,773*** (0,031)	-0,299*** (0,036)	-1,212*** (0,056)
Idade	0,285*** (0,003)	0,196*** (0,006)	0,235*** (0,005)	0,283*** (0,005)	0,329*** (0,008)	0,370*** (0,009)
Idade ²	-0,003*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)
Urbano	0,425*** (0,030)	0,197*** (0,039)	0,314*** (0,035)	0,396*** (0,038)	0,462*** (0,055)	0,627*** (0,078)
Metropolitano	0,011 (0,023)	0,101*** (0,037)	0,099 (0,036)	0,035 (0,037)	-0,034 (0,052)	-0,131* (0,076)
Cor						
Preta	0,077** (0,036)	-0,161** (0,071)	-0,084 (0,062)	0,007 (0,070)	0,177** (0,090)	0,271** (0,105)
Amarela	-0,955*** (0,116)	-0,799*** (0,248)	-0,937*** (0,226)	-0,834*** (0,243)	-1,057*** (0,293)	-0,910 (0,648)
Parda	-0,056*** (0,022)	-0,094** (0,037)	-0,099*** (0,032)	-0,088** (0,036)	-0,047 (0,046)	0,016 (0,061)
Indígena	0,029 (0,151)	0,494 (0,333)	0,267 (0,230)	0,142 (0,304)	-0,005 (0,286)	-0,548 (0,374)
Observações	224.424					
R ²	0,077					

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10

Nota: todos os modelos foram controlados por efeitos fixos de Unidade Federativa.

Na Tabela 4 são apresentadas as estimativas dos coeficientes e erros padrão das variáveis, após a inclusão da variável logaritmo da renda domiciliar per capita. Cabe ressaltar que a inclusão da variável logaritmo da renda mudou o sinal da variável anos de estudo percentil 50, além de tornar essa variável estatisticamente significativa, nos percentis 75 e 90, o que pode estar a indicar que o efeito da educação seja diferenciado por nível de renda. Aumentos de um ano de estudo resultam em decréscimos de 0,02, 0,046 e 0,048 kg/m² no IMC, respectivamente, nos percentis 50, 75 e 90.

Ao contrário dos anos de estudo, a variável período da pesquisa manteve-se praticamente inalterada após a inclusão do logaritmo da renda domiciliar per capita no modelo. A partir desta última especificação, onde incluímos a variável de renda, podemos

interpretar com mais confiança os coeficientes das demais variáveis socioeconômicas e demográficas incluídas nas regressões. Em primeiro lugar, notamos que o logaritmo da renda está associado positivamente com o IMC. Isso vale para todos os percentis avaliados, com efeitos mais expressivos nos percentis 75 e 90. Nos percentis 10 e 50, observou-se maior IMC entre os homens. Já nos percentis mais elevados, 75 e 90, os mulheres apresentaram maior IMC do que as homens. Embora, do ponto de vista fisiológico haja evidência de que as mulheres são mais propensas ao sobrepeso e a obesidade, a discriminação por gênero também tem sido apontada como um fator importante (Doyal, 2001; Rogers, 2006).

Residir em área urbana aumentou o IMC, sendo seu efeito maior quanto maior o percentil. O efeito de residir na região metropolitana foi estatisticamente significativo no nível de 5% apenas no percentil 90. Isso pode representar um padrão de consumo diferenciado onde as pessoas das regiões metropolitanas e urbanas têm mais acesso a produtos industrializados ricos em açúcar (Popkin, 2001).

Tabela 4 Coeficientes e seus respectivos erros padrão e nível de significância dos modelos de regressão quantílica e mínimos quadrados ordinários – POF 2002-03 e POF 2008-09

Variável Dependente: IMC						
Variáveis	OLS	Regressão Quantílica				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Anos de estudo	-0,029*** (0,003)	0,006 (0,005)	-0,006 (0,004)	-0,020*** (0,005)	-0,046*** (0,007)	-0,048*** (0,009)
Log da Renda	0,303*** (0,012)	0,286*** (0,021)	0,276*** (0,017)	0,278*** (0,019)	0,353*** (0,027)	0,380*** (0,037)
POF 02-03	-0,801*** (0,020)	-0,546*** (0,036)	-0,687*** (0,032)	-0,743*** (0,035)	-0,871*** (0,045)	-1,035*** (0,065)
Sexo Masculino	-0,044** (0,018)	0,795*** (0,033)	0,705*** (0,027)	0,346*** (0,032)	-0,348*** (0,046)	-1,271*** (0,063)
Idade	0,281*** (0,003)	0,192*** (0,005)	0,231*** (0,005)	0,280*** (0,005)	0,326*** (0,007)	0,361*** (0,009)
Idade ²	-0,003*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)
Urbano	0,389*** (0,030)	0,164*** (0,038)	0,300*** (0,035)	0,361*** (0,040)	0,420*** (0,049)	0,601*** (0,069)
Metropolitano	-0,010 (0,023)	0,052 (0,040)	0,067* (0,034)	0,033 (0,035)	-0,056 (0,049)	-0,157** (0,078)
Cor						
Preta	0,161*** (0,036)	-0,083 (0,072)	-0,013 (0,073)	0,089 (0,066)	0,254*** (0,098)	0,427*** (0,157)
Amarela	-0,980*** (0,116)	-1,077*** (0,316)	-0,921*** (0,241)	-0,881*** (0,277)	-1,107*** (0,376)	-0,839 (0,618)
Parda	0,012 (0,022)	-0,049 (0,033)	-0,038 (0,031)	-0,023 (0,033)	0,021 (0,044)	0,133* (0,071)
Indígena	0,094 (0,151)	0,511* (0,289)	0,395* (0,228)	0,222 (0,327)	0,089 (0,292)	-0,249 (0,337)
Observações	222.424					
R ²	0,096					

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10

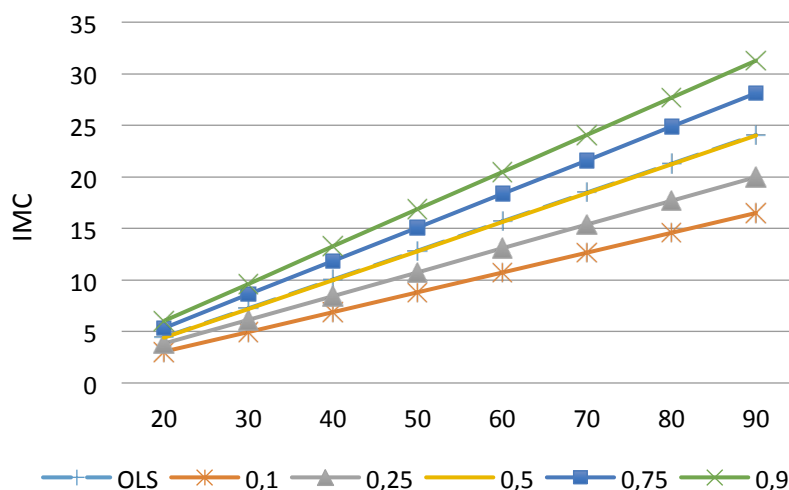
Nota: todos os modelos foram controlados por efeitos fixos de Unidade Federativa.

Em relação à cor dos indivíduos, observou-se que os amarelos apresentaram IMC menor do que os brancos em todos os percentis, à exceção do percentil 90, onde apesar de forte, o efeito não foi estatisticamente significativo. Em comparação com os brancos, os pretos apresentaram maior IMC nos percentis 75 e 90 e os pardos apenas no percentil 90. Já em relação aos indígenas os efeitos só foram estatisticamente significativos nos percentis 10 e 25, mas no nível de 10%. Cabe destacar que as estimativas dos coeficiente obtidos pelos modelo de mínimos quadrados ordinários situaram-se entre os percentis 50 e 75.

A variável idade foi analisada como contínua tendo um componente linear e quadrático. Para facilitar a interpretação, valores de IMC foram calculados para um conjunto

de valores da variável idade, conforme apresentado na Figura 2. O IMC aumenta com a idade, sendo esse aumento mais expressivo quanto maior o percentil.

Figura 4 Índice de massa corporal segundo idade para os modelos de regressão quantílica e de mínimos quadrados ordinários



Fonte: IBGE. Elaboração Própria

Na Tabela 5 são apresentados os resultados dos modelos apresentados na Tabela 4 substituindo-se a variável anos de estudo contínua por anos de estudo categórica. Na primeira coluna, onde reportamos a regressão por MQO, observamos que indivíduos com 1 a 7 anos de estudos possuem, em média, $0,5 \text{ kg/m}^2$ a mais do que indivíduos sem nenhum ano de estudo. Esse efeito é reduzido na categoria de 8 a 11 anos de estudo, sendo estatisticamente significativo apenas entre os percentis 10 e 50. Entre indivíduos com 12 ou mais anos de estudo observou-se uma diminuição do IMC nos percentis mais elevados, enquanto que no percentil mais baixo, ter 12 ou mais anos de estudo resulta em um pequeno aumento no IMC. Assim, verifica-se que o efeito negativo de educação está associado aos indivíduos com 12 anos ou mais de estudos. Os efeitos das demais variáveis do modelo praticamente não se alteraram.

Tabela 5 Coeficientes e seus respectivos erros padrão e nível de significância, segundo sexo, dos modelos de regressão quantílica e mínimos quadrados ordinários com a variável anos de estudos categórica – POF 2002-03 e POF 2008-09

Variável Dependente: IMC						
Variáveis	OLS	Regressão Quantílica				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Escolaridade						
1 – 7	0,554*** (0,032)	0,539*** (0,054)	0,631*** (0,055)	0,563*** (0,054)	0,424*** (0,069)	0,523*** (0,105)
8 – 11	0,294*** (0,037)	0,498*** (0,062)	0,480*** (0,062)	0,353*** (0,061)	-0,152* (0,086)	0,169 (0,133)
> 12	-0,200*** (0,044)	0,232*** (0,078)	0,120 (0,075)	-0,126 (0,078)	-0,469*** (0,100)	-0,525*** (0,160)
Log da renda	0,335*** (0,011)	0,325*** (0,022)	0,322*** (0,019)	0,319*** (0,018)	0,377*** (0,023)	0,396*** (0,036)
POF 02-03	-0,813*** (0,020)	-0,539*** (0,033)	-0,690*** (0,028)	-0,768*** (0,032)	-0,869*** (0,043)	-1,026*** (0,066)
Sexo Masculino	-0,052*** (0,018)	0,787*** (0,032)	0,702*** (0,031)	0,339*** (0,030)	-0,350*** (0,042)	-1,281*** (0,065)
Idade	0,278*** (0,003)	0,193*** (0,006)	0,229*** (0,005)	0,276*** (0,006)	0,325*** (0,007)	0,359*** (0,009)
Idade ²	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,003*** (0,000)	-0,003*** (0,000)
Urbano	0,369*** (0,030)	0,164*** (0,038)	0,282*** (0,036)	0,347*** (0,040)	0,388*** (0,053)	0,613*** (0,084)
Metropolitano	-0,015 (0,023)	0,059* (0,040)	0,073** (0,034)	0,017 (0,038)	-0,063 (0,053)	-0,182** (0,083)
Cor						
Negra	0,162*** (0,036)	-0,086 (0,066)	0,000 (0,059)	0,043 (0,060)	0,280*** (0,099)	0,418*** (0,140)
Amarela	-0,943*** (0,116)	-0,881*** (0,260)	-0,914*** (0,179)	-0,864*** (0,225)	-1,119*** (0,314)	-0,886 (0,711)
Parda	0,009 (0,022)	-0,050* (0,034)	-0,031 (0,032)	-0,052 (0,031)	0,009 (0,044)	0,133* (0,069)
Indígena	0,114 (0,150)	0,596* (0,330)	0,363 (0,222)	0,182 (0,285)	0,118 (0,310)	-0,322 (0,348)
Observações	222.424					
R ²	0,096					

*** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,10

Nota: todos os modelos foram controlados por efeitos fixos de Unidade Federativa.

Para avaliar se os efeitos das variáveis anos de estudo, renda e período da pesquisa possuem efeitos diferenciados segundo o sexo, os resultados dos modelos foram desagregados segundo essa variável (Tabela 6). De fato, o efeito dos anos de estudo é diferenciado segundo o sexo do indivíduo. Nos modelos de mínimos quadrados ordinários o sinal está invertido. Entre os homens, aumentos de uma unidade na variável anos de estudo resultam em aumentos

de 0,029 na média da variável IMC, enquanto entre as mulheres ocorre uma diminuição de 0,074. Os sinais também estão invertidos em cada percentil avaliado na regressão quantílica. Esse resultado parece explicar em parte a mudança de sinal observada na variável educação na Tabela 3.

Em relação a variável logaritmo da renda, no modelo de mínimos quadrados ordinários o sinal do coeficiente referente à variável anos de estudo se apresentou estatisticamente significativo e na mesma direção. Vale ressaltar que o efeito observado entre as mulheres foi muito pequeno. De fato, na regressão quantílica, o efeito do logaritmo da renda só se mostrou estatisticamente significativo no percentil 10. Já entre os homens observou-se uma relação positiva, estatisticamente significativa em todos os percentis. Por fim, a variável período da pesquisa mostrou efeito bem semelhante ao dos outros modelos, com um menor IMC no período 2002-03.

Tabela 6 Coeficientes e seus respectivos erros padrão e nível de significância, segundo sexo, dos modelos de regressão quantílica e mínimos quadrados ordinários – POF 2002-03 e POF 2008-09

Variável Dependente: IMC						
Variáveis	OLS	Regressão Quantílica				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Homens						
Anos de estudo	0,029*** (0,003)	0,040*** (0,006)	0,038*** (0,006)	0,035*** (0,006)	0,024*** (0,007)	0,018* (0,011)
Log da Renda	0,534*** (0,014)	0,409 (0,024)	0,449*** (0,025)	0,488*** (0,023)	0,571*** (0,026)	0,665*** (0,040)
POF 02-03	-0,685*** (0,025)	-0,517*** (0,046)	-0,591*** (0,039)	-0,613*** (0,037)	-0,738*** (0,047)	-1,002*** (0,084)
Observações	108.819					
R ²	0,102					
	OLS	Regressão Quantílica				
		0,10	0,25	0,50	0,75	0,90
Mulheres						
Anos de estudo	-0,074*** (0,004)	-0,019*** (0,006)	-0,045*** (0,006)	-0,076*** (0,007)	-0,124*** (0,009)	-0,124*** (0,014)
Log da Renda	0,042*** (0,018)	0,164*** (0,025)	0,116 (0,024)	-0,005 (0,029)	-0,023 (0,04)	-0,078 (0,056)
POF 02-03	-0,916*** (0,031)	-0,548*** (0,043)	-0,717*** (0,041)	-0,908*** (0,051)	-1,122*** (0,068)	-1,272*** (0,105)
Observações	113.605					
R ²	0,090					

Nota: todos os modelos foram controlados por efeitos fixos de Unidade Federativa.

CONCLUSÃO

Neste estudo, o efeito dos anos de estudo sobre o índice de massa corporal foi estimado com base em um modelo de regressão quantílica, avaliado nos percentis 10, 25, 50, 75 e 90 da distribuição de IMC. Os anos de estudo foram analisados como variável contínua e categórica. Inúmeras variáveis de controle foram incluídas no modelo, com destaque para as variáveis referentes ao período da pesquisa e ao logaritmo da renda domiciliar per capita.

O estudo corrobora os principais trabalhos internacionais onde se observaram menores níveis de sobrepeso e obesidade entre indivíduos com maior nível educacional, na medida em que maior escolaridade, em termos de anos completos de estudo, resultou em IMC relativamente menor nos percentis mais elevados, ou seja, naqueles cujo IMC é maior. E a prevalência de obesidade é maior. Resultado semelhante foi observado no modelo no qual anos de estudo foi incluído como variável categórica. Indivíduos com 12 anos ou mais de escolaridade situados nos percentis 75 e 90 apresentaram em torno de $0,5 \text{ kg/m}^2$ de IMC a menos do que aqueles com nenhum ano de escolaridade. Cabe ressaltar que nos percentis mais elevados de IMC, indivíduos com 1 a 7 anos de escolaridade apresentaram maior IMC do que aqueles com nenhum ano de escolaridade. Os resultados evidenciam que grande parte do efeito da educação parece estar associado com os indivíduos com 12 ou mais de escolaridade.

Verificamos também que a associação positiva entre a renda e o IMC torna-se mais forte à medida que nos deslocamos para os quantis mais altos da distribuição do IMC. Uma possível interpretação para esse fato é a de que maior poder de compra não significa necessariamente maior consciência sobre os problemas de saúde que podem ser causados pelo sobrepeso e obesidade e diferentemente dos países desenvolvidos. Ou seja, a dificuldade de se adquirir alimentos mais saudáveis não seria um fator explicativo do comportamento da obesidade no país. Dado o baixo nível médio de escolaridade da população brasileira, o modo de vida sedentário que o aumento de renda permite ainda tem um efeito muito maior do que o acesso a informação que a educação possibilita.

Os resultados obtidos para a variável período da pesquisa indica ainda um aumento na média do IMC entre 2002-03 e 2008-09, mesmo quando condicional a uma série de controles socioeconômicos e demográficos. Isso chama atenção para a elaboração de políticas públicas

que visem a redução do excesso de peso, na medida em que há uma tendência mundial destes números aumentarem. Apesar da associação inversa entre escolaridade e obesidade ter sido pequena, melhorar a habilidade das pessoas em processar informações e o seu acesso a elas, ainda é uma política nacional importante não só visando contornar o cenário de agravamento da obesidade no país mas também pela associação da educação com outros agravos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANGRIST, J.D.; PISCHKE, J-S.; *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press. New Jersey, 2009.

ANJOS, L.A. *Índice de massa corporal (kg.m^2) como indicador do estado nutricional de adultos: uma revisão da literatura*. Revista de Saúde Pública, 26(6): 431-436, 1992.

COSTA-FONT, J.; FABBRI, D.; GIL, J. *Decomposing body mass index gaps between Mediterranean countries: a counterfactual quantile regression analyses*. Economics & Human Biology, 7(3): 351-365, 2009.

COSTA-FONT, J.; GIL, J. *What lies behind socio-economic inequalities in obesity in Spain? A Decomposition approach*. Food Policy, 33:61-73, 2008.

CUTLER, G.; LLERAS-MUNEY, A. *Education and Health: Evaluating Theories and Evidence*. NBER Working Paper 12352, Disponível em: <www.nber.org/papers/w1235>. Acesso em: 23 de Janeiro 2013.

DOYAL, L. *Sex, gender, and health: the need for a new approach*. British Medical Journal: 323, 1061-63, 2001.

DUNN, R.A.; TAN, A.K.G; NAYGA, R.M. *Obesity inequality in Malaysia: decomposing differences by gender and ethnicity using quantile regression*. Ethnicity & Health: 17:5, 493-511, 2013.

GIGANTE, D.P.; MOURA, E.C.; SARDINHA, L.M.V. *Prevalência de excesso de peso e obesidade e fatores associados, Brasil, 2006*. Revista de Saúde Pública 2009; 43(Supl 2): 83-89.

HOULE, B. *Measuring Distributional Inequality: Relative Body Mass Index Distributions by Gender, Race/Ethnicity, and Education, United States (1999-2006)*. Journal of Obesity, 2010.

IBGE. *Pesquisa de Orçamentos Familiares 2008-2009: Antropometria e Estado Nutricional de Crianças, Adolescentes e Adultos no Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE, 2010.

KENKEL, D.S. *Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling*. Journal of Political Economy, vol. 99(2), pp. 287-305.

KOENKER, R.; BASSET, G. *Regression Quantiles*. Econometrica: vol. 46, n. 1, p. 33-50, 1978.

LJUNGVALL, Å; GERDTHAM, U-G. *More equal but heavier: A longitudinal analysis of income-related obesity inequalities in an adult Swedish cohort*. Social Science & Medicine, n. 70: p 221-231, 2010.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. *Global Status Report: on Noncommunicable Diseases 2010*. Geneva: OMS, 2011.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. *Physical status: the use and interpretation of anthropometry*. Report of a WHO Expert Committee. WHO Technical Report Series, n854: OMS, 1995.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. *Diet, Nutrition and the Prevention of Chronic Diseases*. WHO Technical Report Series, n. 916. Geneva: OMS, 2003.

MARTORELL, R.; KHAN, L.K.; HUGHES, M.L.; GRUMMER-STRAWN, L.M. *Obesity in women from developing countries*. European Journal of Clinical Nutrition: 54:217-52, 2000.

MICHAUD, P.C.; VANSOEST, A.; ANREYEVA, T. *Cross-country variation in obesity patterns among older Americans and European*. Forum for Health Economics & Policy, 10, 2, 2007.

MONTEIRO, C.A.; MOURA, E.C.; CONDE, W.L.; POPKIN, B.M. *Socioeconomic status and obesity in adult populations of developing countries: a review*. Geneva: Bulletin of the World Health Organization, 82(12): 940-6, 2004.

NATIONAL HEART, LUNG AND BLOOD INSTITUTE. *Clinical Guidelines on the Identification, Evaluation, and Treatment of Overweight and Obesity in Adults: The Evidence Report*. Bethesda, MD: NHLBI, 1998. Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK2003/>>. Acesso em: 28 de agosto 2013.

PEIXOTO, M.R.G.; BENÍCIO, M.H; JARDIM, P.C.B.V. *Validity of self-reported weight and height: the Goiânia study, Brazil*. Revista de Saúde Pública: 40(60) 2006.

PINHO, C.P.S.; DINIZ, A.S.; ARRUDA, I.K.G; LIRA, P.I.C.; SEQUEIRA, L.A.S.; GONÇALVES, F.C.L.S.P; FILHO, M.B. *Excesso de peso em adultos do Estado de Pernambuco, Brasil: magnitude e fatores associados*. Caderno de Saúde Pública, Rio de Janeiro, 27(12): 2340-2350, 2011.

POPKIN, B.M. *The nutrition transition and obesity in the developing world*. Journal of Nutrition, n. 131: p 871-3, 2001.

ROGERS, W.A. *Feminism and public health ethics*. Journal of Medical Ethics, 32, 351-354, 2006

SASSI, F.; DEVAUX, M.; CHURCH, J.; CECCHINI, M.; BORGONOV, F.; *Education and Obesity in Four OECD Countries*. OECD Health Working Papers: n. 46. Paris: OECD, 2009.

SCHMIDT, M.I.; DUNCAN, B.B.; SILVA, G.A.; MENEZES, A.M.; MONTEIRO, C.A.; BARRETO, S.M.; CHOR, D.; MENEZES, P.R. *Doenças crônicas não transmissíveis no Brasil: carga e desafios atuais*. The Lancet, 2011.

TCHICAYA, A.; LORENTZ, N. *Socioeconomic inequality and obesity prevalence trends in Luxembourg, 1995-2007*. BMC Research Notes 5:467, 2012.

VEDANA, E.H.B; PERES, M.A.; NEVES, J.; ROCHA, G.C; LONGO, G.Z. *Prevalência de Obesidade e Fatores Potencialmente Causais em Adultos em Região Sul do Brasil*. Arquivos Brasileiros de Endocrinologia & Metabologia 2008; 52/7 p. 1156-62.

VELOSO, H.J.F; SILVA, A.A.M. *Prevalência e fatores associados à obesidade abdominal e ao excesso de peso em adultos maranhenses*. Revista Brasileira de Epidemiologia: 13(3): 400-412, 2010.